

DOCUMENTO DE TRABAJO

DTECONZ 2006-06

UNA ESTIMACIÓN MACROECONÓMICA DE LOS DETERMINANTES SALARIALES EN ESPAÑA (1980-2000)

José Aixalá Pastó

Departamento de Estructura, Historia Económica y Economía Pública
Universidad de Zaragoza

Carmen Pelet Redón

Departamento de Estructura, Historia Económica y Economía Pública
Universidad de Zaragoza



**Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad de Zaragoza**

Documento de Trabajo 2006-6
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad de Zaragoza

**Una estimación macroeconómica de los
determinantes salariales en España (1980-2000)**

José Aixalá Pastó
Carmen Pelet Redón

jaixala@unizar.es
cpelet@unizar.es

Universidad de Zaragoza
Departamento de Estructura, Historia Económica y Economía Pública
Gran Vía, 4. 50005 ZARAGOZA.
Tlf: 976 761841, Fax: 976761840

Resumen

Este trabajo aporta nueva evidencia empírica sobre la relación a corto y largo plazo entre los salarios y sus determinantes para la economía española durante el periodo 1980-2000, así como sobre la velocidad de ajuste al equilibrio de largo plazo, mediante un modelo de corrección del error.

Se pretende analizar en qué medida la evolución de los salarios se ve influida por la tasa de desempleo y los precios, junto a variables de negociación como la productividad, los impuestos directos que gravan las rentas salariales y las cotizaciones sociales.

Según el contraste realizado, la variable que explica la evolución salarial a largo plazo son los precios, mostrando los salarios un comportamiento ligeramente inflacionista. Por lo que respecta a la relación de corto plazo, los salarios vienen explicados por sus valores retardados, poniendo de manifiesto la presencia de una importante inercia nominal. Además, existe un efecto nulo del desempleo y de las variables de negociación.

Palabras clave: Salarios, precios, desempleo, productividad, mercado de trabajo, series temporales.

Clasificación JEL: J31, J59, J69.

1.- Introducción y marco teórico

Este trabajo aborda el análisis de los determinantes salariales en la economía española para el período 1980-2000. Se trata de un período que no ha sido contemplado por los trabajos empíricos existentes, a pesar de su relevancia a la hora de analizar los factores que influyen sobre la dinámica salarial. Dicha importancia radica en que a lo largo del mismo se han producido grandes cambios institucionales en el mercado de trabajo, así como varios ciclos económicos, que han tenido su reflejo en el comportamiento de variables como la inflación, el desempleo y la productividad, todas ellas relacionadas por la literatura con la evolución de los salarios.

Desde una perspectiva keynesiana, los salarios se determinan en términos monetarios a través de la negociación y los trabajadores se resisten a la reducción del salario nominal, lo que explica la existencia de una inflación salarial en situaciones con desempleo debido a la presión por conseguir mayores remuneraciones. Según Hicks (1975), esta inflación salarial se debe al denominado “empuje del salario”, cuyas causas son más institucionales o políticas que económicas, como la organización y la presión sindical, la política económica del gobierno o la opinión pública. De esta forma, aparece una relación entre los aumentos de los salarios y el desempleo, en el sentido de que cuanto más bajo es el desempleo mayor es el aumento salarial, encontrándose en Keynes un antecedente a la curva de Phillips.

Los modelos que analizan los determinantes de los salarios tomando como punto de partida la relación expuesta por Phillips (1958), suponen que la variación de los salarios monetarios depende de la tasa de desempleo, de la variación de dicha tasa y del nivel de precios de la economía, que actúa mediante los ajustes del coste de la vida para

mantener la capacidad adquisitiva del salario. El argumento del coste de la vida revela que los cambios en los precios afectan a los salarios negociados, poniendo de manifiesto la influencia de factores institucionales.

Las interpretaciones teóricas de Lipsey (1960) y Phelps (1970) a la curva de Phillips original explican la relación inversa entre salarios y desempleo, estableciendo que la variación en los salarios surge como respuesta a los desajustes del mercado de trabajo, indicando que el equilibrio se produce cuando existen tantas vacantes de empleo como número de desempleados, tal como demuestra la curva de Beveridge (1945).

A partir de la aportación de Friedman (1968, 1977) sobre la tasa natural de paro, que explica la inestabilidad de la curva de Phillips a largo plazo, se establece que existe una única tasa de paro compatible con una inflación sostenida de precios y salarios a largo plazo. En este sentido, sólo con una tasa de desempleo superior a la tasa natural, que reflejaría un exceso de oferta en el mercado de trabajo, el desempleo tendría una influencia significativa sobre el incremento de los salarios, consiguiendo una reducción del mismo. Además, la tasa natural de desempleo de la economía puede alterarse al depender de factores como el poder sindical, la cualificación de los trabajadores, la movilidad geográfica y funcional, o la generosidad del subsidio de desempleo, que determinan el nivel de flexibilidad del mercado de trabajo.

Por otra parte, hay que tener en cuenta que los salarios se fijan generalmente a través de la negociación colectiva, existiendo determinadas características del sistema institucional de determinación salarial que pueden contribuir a incrementar la inflación salarial. La fuerte influencia del componente institucional en la determinación de los

salarios ha contribuido, en ocasiones, a establecer incrementos salariales por encima de los que fijaría el mercado, mostrando la escasa flexibilidad de los salarios respecto al exceso de oferta en los mercados de trabajo, medido por la tasa de desempleo.

La incorporación de determinados factores institucionales, como la estructura de la negociación colectiva, a la relación expuesta por la curva de Phillips, explica el comportamiento observado empíricamente basado en incrementos simultáneos de salarios y desempleo. En este sentido, los trabajos de Bruno y Sachs (1985) y Calmfors y Driffill (2002), sostienen que los *shocks* de oferta tienen distintos efectos macroeconómicos en términos de inflación y desempleo, así como sobre la práctica de una moderación salarial, según el grado de centralización en la negociación colectiva. Dichos efectos resultan más negativos cuando las negociaciones se llevan a cabo a un nivel intermedio y menos cuando están muy centralizadas o muy descentralizadas, tal y como demuestra De Grauwe (1992).

Durante las décadas ochenta y noventa, en torno a la denominada teoría estructuralista, se han desarrollado un conjunto de trabajos que definen una ecuación de salarios dinámica donde la tasa de desempleo a corto plazo se relaciona con la NAIRU, de forma que aquel nivel de paro que iguala el salario deseado por los trabajadores y el ofrecido por las empresas coincide con el desempleo de equilibrio, tal como señalan Layard y Nickell (1985), Layard, Nickell y Jackman (1991), entre otros. En este caso es el nivel de desempleo el que determina la capacidad de presión de los trabajadores y, a su vez, ésta determina el nivel de desempleo y el ritmo de crecimiento de los salarios. Además, en dicha ecuación los precios y la productividad desempeñan un papel importante, sin olvidar la influencia de los factores institucionales en la determinación salarial.

Este planteamiento se ha visto afectado por la aparición de histéresis o persistencia del desempleo, que ha sido tratada por Phelps (1992, a, b), considerando el desempleo como un fenómeno de equilibrio que resulta del racionamiento de puestos de trabajo dentro del mercado de trabajo como consecuencia del proceso de fijación de precios y salarios.

Las últimas aportaciones en torno a la curva de Phillips [Akerlof, Dickens y Perry (1996, 2000), Ascari (2000, 2003) y Karanassou, Sala y Snower (2003, 2004), entre otras] ponen de manifiesto la no linealidad de la curva de Phillips a largo plazo, con una NAIRU que no adopta un único valor compatible con una inflación estable a largo plazo, sino que indican, más bien, la existencia de un intervalo de valores para la NAIRU o desempleo a largo plazo, vinculado cada uno de ellos con una tasa de inflación. Por otra parte, se demuestra que la NAIRU no sólo depende de factores de oferta, sino que los *shocks* monetarios también le influyen y, por lo tanto, la política monetaria tiene efectos tanto sobre la inflación como la tasa de desempleo de largo plazo.

En suma, la evolución del marco teórico relacionado con la determinación de los salarios, basado en la relación establecida por la curva de Phillips, ha pasado de vincular la evolución de los incrementos salariales negativamente con las tasas de desempleo y su variación a establecer una relación entre la fijación de salarios y precios, en un marco de negociación, con una tasa de desempleo que en el equilibrio coincide con la tasa natural o NAIRU.

Siguiendo este marco de referencia, analizamos en este trabajo la existencia de una relación de cointegración entre los salarios y sus determinantes en España, así como

la relación a corto plazo entre los mismos y el ajuste al equilibrio a largo plazo, a través de un modelo de mecanismo de corrección del error. Para ello, en el epígrafe 2 se realiza una revisión de la literatura empírica más relevante que analiza la determinación de los salarios a nivel macroeconómico; el epígrafe 3 presenta el modelo y la metodología utilizados; el epígrafe 4 recoge los principales resultados de la contrastación, mientras el epígrafe 5 plantea las conclusiones más relevantes. Las referencias bibliográficas cierran el trabajo.

2. Revisión de la literatura empírica

La literatura empírica más relevante que se ha desarrollado a partir del marco teórico anteriormente descrito, refleja que el estudio de los determinantes salariales se lleva a cabo estimando una ecuación de salarios, definida generalmente como una función lineal de los salarios respecto de los precios, el desempleo y un conjunto de variables de negociación que incluyen la productividad, los impuestos directos sobre las rentas salariales y las cotizaciones a la Seguridad Social, entre otras. Además se introduce en dicha ecuación alguna variable ficticia para medir el efecto sobre los salarios de las políticas de rentas desarrolladas durante el periodo.

La mayoría de los trabajos empíricos sobre el tema, como Sargan (1980), Nymoen (1989), Napolitano (2000), Marcellino y Mizon (2000), Pesaran *et al.* (2001) y Broesma y Butter (2002), emplean los métodos de estimación de series temporales. Éstos resultan especialmente adecuados cuando se desea incorporar en el análisis, tanto la teoría económica relativa a la relación a largo plazo entre variables como el comportamiento de desequilibrio en el corto plazo, cuyas primeras versiones aplicadas al estudio econométrico de los salarios y su relación con los precios y el desempleo se encuentran en Sargan (1964, a,b).

Los resultados obtenidos en los diferentes estudios son diversos. Por lo que se refiere a la variable precios, se observa una fuerte dependencia de los salarios respecto a la misma en la mayoría de los trabajos. Respecto a la tasa de desempleo, en general, muestran un valor de su coeficiente y un nivel de significatividad bajo, con signo negativo en unos casos, y positivo en otros, como puede verse en Lipsey y Parkin (1970), Parkin *et al.* (1976), o más recientemente en Screpanti (2000), y en el caso de España, Andrés y García (1990), Andrés y otros (1990), López (1991), Anderton (1993, 1998), entre otros. Ello pone de manifiesto el escaso efecto del componente competitivo en la determinación de los salarios y una fuerte rigidez salarial debida en parte a la influencia de los factores institucionales.

Un importante grupo de trabajos, en torno al estudio pionero de Johnston y Timbrell (1973), como Manning (1993) y Van Hulst y Hans Mieras (1996), y para España, Dolado y otros (1986), Coe (1988), entre otros, incluyen variables que son tenidas en cuenta en las negociaciones salariales, entre las que destacan la productividad, los impuestos directos sobre los salarios y las cotizaciones a la Seguridad Social, con resultados asimismo diversos.

Por último, la mayoría de las estimaciones incluyen variables *dummies* para medir el efecto de las políticas de rentas [Ioannou (1992) y Nymoen y Rodseth (2003), entre otros]. En algunos trabajos los resultados parecen indicar que la aplicación de acuerdos sociales reduce la flexibilidad del salario ante las condiciones del mercado de trabajo, medidas por la tasa de desempleo; en otros, las políticas de rentas tienen efectos visibles sobre los salarios sólo cuando se aplican mediante fuertes medidas legales. Por tanto, un mayor peso de los factores institucionales en la determinación salarial disminuye el

efecto de las variables económicas sobre la evolución de los salarios, poniendo de manifiesto la existencia de rigideces en el marco institucional del mercado de trabajo, mostrando la necesidad de llevar a cabo cambios en las instituciones y las políticas laborales que permitan una mayor flexibilidad.

3.- Modelo empírico y metodología.

Se ha especificado un modelo basado en la siguiente ecuación de salarios:

$$W_t = b_0 + b_1 U_t + b_2 P_t + b_3 q_t + b_4 CT_t + e_t \quad (1)$$

donde W_t son los salarios monetarios medidos por los pagos totales de todos los sectores de la economía; P_t es el nivel de precios medido por el IPC; U_t es la tasa de desempleo agregado; q_t la productividad, medida con una *proxy* definida como el cociente entre PIB y nivel de empleo y CT_t es una variable definida como la suma de las retenciones al IRPF más las contribuciones a la Seguridad Social.

La periodicidad de los datos es trimestral. Todas las variables vienen expresadas en logaritmos y no se ha corregido la estacionalidad, ya que se han incluido en la estimación *dummies* estacionales. Los datos proceden de las series SIE del Ministerio de Economía para los salarios, precios y productividad, y de la EPA del Instituto Nacional de Estadística para el desempleo. Los datos para la variable CT se han obtenido de la base de datos Aranzadi.

El análisis del orden de integración de todas las series utilizadas se ha llevado a cabo aplicando diversos test de raíz unitaria¹. Se comienza utilizando el test de Dickey-

¹ Hay que señalar que las funciones de autocorrelación en niveles y primeras diferencias, para cada una de las variables utilizadas, no permiten descartar la no estacionariedad de las series; sin embargo, no reflejan

Fuller Aumentado (ADF), aplicado a un modelo con constante y tendencia, para un número de retardos máximo de la variable diferenciada $lmáx=5$, siguiendo la propuesta de Ng y Perron (1995), expresado como sigue:

$$y_t = m + bt + ry_{t-1} + \sum_{i=1}^l f_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

A continuación, se aplica el test Dickey-Fuller GLS (DF^{GLS}) propuesto por Elliott, Rothenberg y Stock (1996). Posteriormente el contraste Phillips y Perron (1988) (Z_t), estimando la varianza a largo plazo mediante ventanas espectrales, así como los contrastes M de Ng y Perron (2001). Para confirmar los resultados obtenidos con los contrastes anteriores se utiliza el test Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) (KPSS), donde la hipótesis nula es la de estacionariedad.

Por su parte, la variable desempleo presenta una ruptura estructural en torno al año 1994, tal como demuestran las diversas estimaciones que se han realizado sobre el desempleo en otros trabajos [Estrada y otros (2002)]. En este caso, se estima la existencia de raíz unitaria con ruptura estructural, extendiendo el contraste de ADF a este nuevo escenario, tal como sugiere Perron (1989) (P), según el siguiente modelo:

$$y_t = m + ry_{t-1} + m_2 DU_t + m_3 DTB_t + \sum_{i=1}^k f_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

$$DU_t = \begin{cases} 1 & t \geq TB \\ 0 & \text{resto} \end{cases}$$

siendo TB el periodo en el que se produce la ruptura.

presencia de no estacionariedad en el componente estacional y desestimamos realizar contrastes de raíz estacional.

Existe una estrecha relación entre la cointegración y los modelos de corrección del error. El teorema de representación de Granger² prueba que las variables están cointegradas sólo si se puede explicar la relación entre las mismas mediante un modelo de corrección del error. La idea es que parte del desequilibrio de un periodo se corrige en el siguiente y a través de este método se puede medir la velocidad del ajuste al equilibrio a largo plazo, permitiendo una especificación dinámica del modelo en la que se tiene en cuenta la relación a corto y largo plazo entre las variables. Estos modelos relacionan el cambio en la variable dependiente con errores de equilibrio pasados, así como con cambios pasados en las variables explicativas. De esta forma, para un vector de series temporales X_t , el modelo se representa como $A(B)(1-B)X_t = -gZ_{t-1} + u_t$, donde u_t es una perturbación multivariante estacionaria, con $A(0)=I$, $A(1)$ tiene todos los elementos finitos, $Z_t = \alpha'X_t$ y $g \neq 0$, siendo B el operador de retardos.

Se aplican en este trabajo dos formas de estimar un modelo con una estructura de mecanismo de corrección del error. Una es la estimación por MCO de la ecuación en diferencias, donde todas las variables son estacionarias, y tomando como variable explicativa los residuos retardados de la relación a largo plazo. Estos residuos retardados ofrecen un vínculo entre la relación a largo y a corto plazo, mostrando el comportamiento real de la economía. Otro procedimiento consiste en estimar por métodos no lineales, introduciendo en la ecuación la relación a largo plazo excepto el término independiente. Estos modelos deben superar todos los contrastes de autocorrelación y el coeficiente que define el mecanismo de corrección del error (entre -2 y 0) debe ser significativo. En caso de no ser significativo, no existe relación de cointegración.

² Engle y Granger (1990).

4. Resultados de la estimación

El análisis del orden de integración, aplicando los tests referidos en el epígrafe anterior, permite señalar que en ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en las series. Todas ellas presentan una tendencia estocástica en sus datos y, por lo tanto, son integradas de orden uno con una ruptura estructural en el año 1994 para la variable desempleo (Tablas 1 y 2). Una vez analizado el orden de integración, se comprueba la existencia de una relación de cointegración entre las variables del modelo y se analiza la relación a corto plazo entre las mismas.

Para ello, se comienza analizando la relación a largo plazo entre las variables del modelo a través del método de cointegración de Engle y Granger (1987). En este sentido, a partir de la ecuación (1), se llevan a cabo diversas estimaciones cuyos resultados se muestran en la Tabla 3. En primer lugar, según la relación de la curva de Phillips original se estima un primer modelo (M_1), tomando como variable explicativa únicamente la tasa de desempleo agregada de la economía (U_t). A continuación, introducimos la variable precios (P_t) obteniendo un segundo modelo (M_2), con el desempleo y los precios como variables explicativas. Posteriormente, siguiendo la metodología planteada por aquellos trabajos que tienen en cuenta variables de negociación, se incluye la productividad (q_t) en el modelo (M_3) y una variable que mide las retenciones del impuesto sobre la renta y las cotizaciones a la Seguridad Social (CT_t) en el modelo (M_4). Finalmente, se incorporan las dos variables conjuntamente, estimando el modelo (M_5) para comprobar si, considerando ambas, mejora la capacidad explicativa de los dos modelos anteriores.

Todas las especificaciones incluyen tres variables *dummy* estacionales (Q_1 , Q_2 , Q_3), una variable institucional que mide el efecto de la política de rentas durante el período 1980-1983 (D8083) y otra que refleja el cambio de tendencia en el desempleo a partir del año 1994 (FU9400). Estas variables mejoran notablemente la especificación, puesto que aumentan la capacidad explicativa del modelo y permiten alcanzar una relación de cointegración.

El análisis realizado muestra que la mejor especificación es el modelo M_2 . Este modelo analiza la relación entre los salarios monetarios, el desempleo y los precios, presentando buenas propiedades estadísticas con un R^2 del 99% y un Durbin-Watson de 1,79, próximo a 2, lo cual refleja ausencia de autocorrelación. Por otro lado, el análisis de cointegración, aplicando el test de raíces unitarias ADF sobre los residuos de la regresión, presenta un *pseudo* t-ratio de -5,43 mayor en valor absoluto al valor crítico tabulado de -3,62, por lo que se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, obteniendo así evidencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables del modelo. Por lo que respecta al valor de los coeficientes del modelo, observamos como el coeficiente de la variable desempleo es bajo, en torno a 0,04, y con una baja significatividad. Por el contrario, el coeficiente de la variable precios muestra una elasticidad superior a uno y altamente significativa. Según esta especificación, la evolución de los salarios monetarios durante el periodo vendría explicada por los precios, mostrando los salarios un comportamiento ligeramente inflacionista.

Los demás modelos o bien no representa una relación de cointegración (M_1), o bien las variables que se incorporan sucesivamente a las especificaciones, como son productividad, la variable impositiva y ambas (modelos M_3 , M_4 y M_5 respectivamente) no son significativas.

A continuación, se lleva a cabo una estimación a corto plazo del modelo mediante mínimos cuadrados ordinarios (Tabla 4), donde las variables vienen definidas en diferencias, incluyendo asimismo los residuos retardados del modelo a largo plazo anteriormente analizado. Además, se incorporan varios retardos de la variable dependiente en diferencias y un retardo de la variable precios en diferencias, así como la *dummy* que mide el efecto de la política de rentas en el periodo 1980-83 y las *dummies* estacionales antes mencionadas. Los resultados obtenidos son los siguientes:

Todos los modelos estimados presentan buenas propiedades estadísticas con un R^2 en torno a 0,98 y un Durbin-Watson próximo a 2. Los residuos retardados tienen en todos los casos un coeficiente negativo y significativo, lo que refleja la existencia de una relación de cointegración entre las variables. Este coeficiente, con un valor en torno a 0,80, muestra la velocidad del ajuste al equilibrio de largo.

El análisis de las variables explicativas en los diferentes modelos muestran los siguientes resultados: Los retardos de la variable salario monetario presentan coeficientes significativos, poniendo de manifiesto la presencia de un fuerte componente estacional. Así, la variación del salario a corto plazo viene explicada en gran parte por sus valores retardados, lo cual nos lleva a plantear la existencia de inercia nominal en los salarios monetarios a corto plazo.

Las variables desempleo, precios y productividad presentan coeficientes bajos y no significativos. Por su parte, la variable *dummy* que mide el efecto de la política de rentas tiene un coeficiente positivo y no significativo, al igual que ocurría en la estimación del modelo a largo plazo. En consecuencia, sólo los salarios retardados determinan el comportamiento de los salarios monetarios a corto plazo.

Por último, se llevan a cabo distintas estimaciones de la ecuación (1) utilizando como procedimiento de análisis el mecanismo de corrección del error por métodos no lineales, presentando cuatro modelos dinámicos que recogen el comportamiento de los salarios monetarios a corto y largo plazo. Los resultados obtenidos se analizan a continuación (Tabla 5):

En el modelo (a), la función de largo plazo incluye la variable $P_t(-1)$, que mide el efecto sobre los salarios monetarios del nivel de precios de la economía española retardado un periodo, y la tasa de desempleo retardada $U_t(-1)$. El modelo a corto plazo se compone del primer y cuarto retardo de la variable salarios monetarios diferenciada, $dW_t(-1)$, $dW_t(-4)$, la primera diferencia de los precios dP_t y un retardo de ésta $dP_t(-1)$, junto a la primera diferencia de la variable desempleo dU_t . Además, se incluyen la variable ficticia D8083, que mide el efecto de la política de rentas, y las tres variables *dummy* estacionales. La introducción de estas variables *dummy* ayudan a mejorar la capacidad explicativa, lo mismo que a aumentar la robustez de la estimación.

Este modelo presenta buenas propiedades estadísticas, con un R^2 de 0,98 y un Durbin Watson de 2,4. Los residuos del modelo a corto no presentan síntomas de autocorrelación, tal como muestra el valor del estadístico Ljung-Box que analiza la significatividad conjunta de los 4 parámetros de la función de autocorrelación (LBQ_4), con un valor de 7,82 inferior al valor crítico al 5% de significación (9,49). El mecanismo de corrección del error tiene un coeficiente negativo y significativo de -0,89, reflejando la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables del modelo. Este parámetro mide la velocidad del ajuste al equilibrio y

significa que las perturbaciones no se acumulan indefinidamente, sino que el modelo tiende a volver a su media, como corresponde a una relación de cointegración.

No obstante, si se analiza el valor y la significatividad de los coeficientes que acompañan a las variables del modelo, la tasa de desempleo a largo plazo tiene un coeficiente muy bajo y no significativo. Por su parte, el parámetro asociado a los precios retardados presenta un valor de 1,16, superior a la unidad y altamente significativa. Este resultado coincide con el obtenido al estimar el modelo estático a largo plazo mediante el método de Engle y Granger (1987) (Tabla 3), y permite sostener la conclusión de que los salarios monetarios fueron ligeramente inflacionistas en la economía española durante el periodo 1980-2000.

En la relación a corto plazo, los coeficientes de las variables desempleo y precios tienen un valor bajo y no significativo. Sin embargo, el nivel de significatividad de los retardos introducidos para la primera diferencia de la variable dependiente sí son significativos, lo que muestra una cierta inercia nominal en la evolución de los salarios monetarios a corto plazo. Teniendo en cuenta que las variables vienen todas medidas en logaritmos, esto vendría a ser una medida de la elasticidad del salario respecto a sus valores pasados, y podría interpretarse de forma que la variación del salario depende en gran parte del nivel de salario en el pasado, tal como hemos obtenido en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios.

En el modelo (b), al incorporar en la especificación la productividad, se observa que el parámetro asociado a esta variable retardada en la relación a largo plazo es positivo y significativo, mientras que al introducirla diferenciada en el modelo a corto, aparece con signo negativo y no significativo. Por lo que respecta a los precios, siguen

siendo altamente significativos en la relación a largo plazo, mientras en la relación a corto plazo mantienen la no significatividad del modelo anterior. La variable desempleo, tanto en la relación a corto como a largo plazo, aparece como no significativa, confirmando que no ejerce ningún efecto sobre la evolución de los salarios monetarios.

Ahora bien, al margen de las estimaciones de los parámetros que se acaban de comentar, se observan problemas en la especificación cuando incorporamos la productividad al modelo, ya que aparece autocorrelación en los residuos, obteniéndose valores del estadístico Ljung-Box superiores a los tabulados, concretamente un valor de 10,1, siendo el valor crítico del LBQ_4 de 9,49.

Por ello, en el modelo (c) se sustituye la productividad por otra variable de negociación que mide las retenciones al IRPF y las cotizaciones a la Seguridad Social (CT_t). Ésta presenta un bajo nivel de significatividad, tanto en la función a largo plazo como en el modelo a corto plazo. Se observa que, una vez eliminada la variable productividad, desaparecen los problemas de autocorrelación detectados en el modelo anterior.

Finalmente, se especifica un nuevo modelo (d), en el que se excluye la variable desempleo de la ecuación a corto plazo, manteniéndose la variable precios y el primer y cuarto retardo de la variable dependiente, todas ellas en diferencias. Los precios tienen un coeficiente de 0,36 y no significativo, mientras los coeficientes de los salarios retardados sí son significativos. En la ecuación a largo plazo sólo se ha incluido la variable precios retardada, con un coeficiente superior a la unidad y altamente significativo. Este modelo presenta buenas propiedades, con un alto nivel explicativo

reflejado en un R^2 de 0,98 y un Durbin Watson próximo a 2 que refleja ausencia de autocorrelación, confirmada al obtener un valor del estadístico Ljung-Box de 8,9, inferior al valor crítico de 9,49. El mecanismo de corrección del error es negativo y significativo, con un valor de $-0,76$, mostrando la existencia de una relación de cointegración.

Si comparamos los resultados obtenidos al aplicar el mecanismo de corrección del error por ambos métodos de estimación, éstos son similares, lo cual da robustez al análisis. Por lo que se refiere a la estimación a corto plazo, los coeficientes del salario monetario en diferencias retardadas son positivos y significativos. En cuanto a la variable desempleo, los coeficientes son no significativos, tanto si estimamos por mínimos cuadrados ordinarios como por métodos no lineales. La variable precios es no significativa en todos los casos. Por lo que respecta al largo plazo, la única variable que resulta significativa son los precios, con un coeficiente superior a la unidad. Por último, el coeficiente del mecanismo de corrección del error también es similar, situándose alrededor de $-0,8$, mostrando que existe una relación de cointegración entre las variables.

La dinámica de incremento salarial nominal superior al incremento de los precios, mostrada en la relación a largo plazo, así como la existencia de una importante inercia nominal a corto plazo, puede atribuirse a un sistema de negociación colectiva, con un grado de centralización intermedio que dificulta la moderación salarial³. Por otra parte, el nulo efecto del desempleo sobre los salarios vendría explicado por las rigideces del marco institucional del mercado de trabajo, a pesar de los intentos por lograr una

³ Véase al respecto, Bruno y Sachs (1985) y Calmfors y Driffill (2002).

flexibilización del mismo a través de las medidas adoptadas en las sucesivas reformas laborales.

El comportamiento salarial referido anteriormente puede explicarse también a través de los modelos *insiders-outsiders* y salarios de eficiencia. Según la teoría de los *insiders-outsiders*, los salarios que se pagan en la economía pueden superar el nivel de equilibrio como consecuencia del poder de negociación de los *insiders*⁴. Por su parte, la teoría de los salarios de eficiencia ofrece otra explicación de por qué los salarios existentes en la economía son superiores a los de equilibrio, aun en presencia de un elevado desempleo, debido a que el salario no es considerado sólo un coste, sino que cumple un papel de incentivador de la producción.

5.- Conclusiones

Se ha presentado en este trabajo evidencia sobre las variables que determinan la evolución de los salarios en España durante el período 1980-2000, utilizando la técnica de series temporales con mecanismo de corrección del error. Este método de estimación permite, además de contrastar la existencia de una relación de cointegración, analizar la relación a corto plazo y la velocidad de ajuste al equilibrio a largo plazo.

En la estimación por mínimos cuadrados ordinarios puede concluirse, en primer lugar, que se cumple la relación de cointegración entre las variables del modelo, corrigiéndose las desviaciones de corto plazo tal como muestra el coeficiente de los residuos de la relación a largo plazo. En segundo lugar, los salarios monetarios presentan, a corto plazo, una fuerte inercia nominal, ya que su comportamiento viene explicado en gran parte por los valores del salario en el pasado. Por último, el resto de

⁴ Véase Lindbeck y Snower (1987).

variables no resultan significativas en la evolución de los salarios monetarios a corto plazo.

Por su parte, aplicando el mecanismo de corrección del error por métodos de estimación no lineales, se confirma igualmente la existencia de una relación de cointegración entre las variables del modelo, de forma que las perturbaciones tienden a corregirse en el largo plazo. Los precios retardados explican el comportamiento de los salarios monetarios a largo plazo, con un coeficiente superior a la unidad y significativo, por lo que deducimos que los salarios monetarios tuvieron un comportamiento ligeramente inflacionista en la economía española durante el periodo 1980-2000, coincidiendo asimismo con el resultado obtenido mediante el método de Engle y Granger. De aquí se deduce el efecto positivo de las expectativas de precios sobre la negociación de salarios. La variable desempleo no ejerce ningún efecto significativo sobre los salarios, ni a largo ni a corto plazo. Esta nula influencia del desempleo en la moderación de los salarios muestra una falta de respuesta de los mismos a las condiciones generales del mercado de trabajo y una cierta rigidez. En el corto plazo, sólo los retardos de la variable salarios monetarios son significativos, lo cual indica que los salarios monetarios vienen explicados por sus valores en el pasado.

Los resultados obtenidos pueden atribuirse a la estructura de negociación colectiva vigente en España, que ha generado una espiral precios-salarios a largo plazo y una importante inercia nominal en la evolución salarial a corto plazo. Además, las rigideces del marco institucional del mercado de trabajo han propiciado que los salarios nominales crecieran sin ninguna vinculación con el desempleo, a pesar de las medidas flexibilizadoras aplicadas por las reformas laborales.

Tabla 1. Tests de orden de integración

Variables	ADF	DF ^{GLS}	Zt	P(1r)	KPSS
W_t	-0,18	-0,85	-1,71	-----	3,22***
U_t	-2,03	-1,53	-2,22	-1,57	3,04***
P_t	-1,16	-1,68	-3,44	-----	2,15***
q_t	-0,75	-1,34	-3,29	-----	0,20**
CT_t	-2,50	-2,94	-3,40	-----	0,20**

Nota: Los valores críticos están tabulados en Maddala y Kim (1998); ** significativo al nivel de 5%; *** significativo al nivel de 1%.

El test KPSS se ha calculado utilizando *Lag length:4 (Spectral GLS-detrended based on SIC, MAXLAG=11)*.

Tabla 2. Test de raíz unitaria de Ng-Perron MIC

Variables	MZ_a^{GLS}	MZ_t^{GLS}	MSB^{GLS}	MP_T^{GLS}
W_t	-1,40	-0,72	0,51	52,22
U_t	-6,40	-1,79	0,27	3,82
P_t	-22,20	-3,17	0,14	5,02
q_t	-22,14	-3,08	0,14	5,55
CT_t	-0,82	-0,40	0,48	15,90

Nota: Los valores críticos están tabulados en Ng y Perron (2001).

Tabla 3. Estimación a largo plazo de los salarios monetarios (1980-2000).E-G.

	M_1	M_2	M_3	M_4	M_5
$W_t(v.d.)$					
$Const$	12,71 (30,5)	6,53 (90,92)	5,57 (5,65)	6,27 (18,9)	5,64 (5,61)
U_t	-0,27 (-1,95)	0,036 (2,85)	0,032 (2,4)	0,034 (2,75)	0,032 (2,4)
P_t		1,19 (99,62)	1,15 (23,49)	1,18 (72,69)	1,15 (22,71)
q_t			0,16 (0,97)		0,13 (0,67)
CT_t				0,08 (0,81)	0,04 (0,4)
Q_1	-0,07 (-3,39)	-0,14 (-27,14)	-0,14 (-27,1)	-0,14 (-26,9)	-0,14 (-26,9)
Q_2	-0,16 (-2,82)	-0,13 (-24,96)	-0,13 (-24,93)	-0,13 (-24,89)	-0,13 (-24,7)
Q_3	-0,07 (-1,22)	-0,05 (-10,18)	-0,05 (-9,92)	-0,05 (-10,18)	-0,05 (-9,83)
$D8083$	-0,74 (-11,28)	0,07 (6,86)	0,07 (6,66)	0,06 (4,93)	0,06 (4,94)
$FU9400$	0,023 (9,81)	-5,60E-04 (-1,85)	-7,60E-04 (-2,08)	-6,30E-04 (-1,98)	-7,50E-04 (-2,04)
R^2	0,83	0,99	0,99	0,99	0,99
$D-W$	0,33	1,79	1,8	1,81	1,81
DFA	-2,89	-5,43	-5,37	-5,24	-5,25
$v.c.5\%$	-3,17	-3,62	-4,02	-4,02	-4,36

Nota: Los valores críticos del test DFA se han obtenido de Engle y Yoo (1987)

Tabla 4. Estimación a corto plazo de los salarios monetarios - M.C.E.M.C.O.

	1	2	3
$dW_t(v.d)$			
c	0,019 (1,84)	0,019 (2,014)	0,02 (2,17)
$dW_t(-1)$	0,179 (1,89)	0,179 (2,07)	0,176 (2,05)
$dW_t(-4)$	0,469 (5,63)	0,475 (5,746)	0,478 (6,044)
dU_t	-0,016 (-0,27)		
dP_t	0,138 (0,57)	0,14 (0,498)	
$dP_t(-1)$	0,0054 (0,02)		
dq_t		-0,14 (-0,55)	
Q_1	-0,099 (-5,947)	-0,098 (-6,074)	-0,097 (-6,26)
Q_2	0,0148 (0,706)	0,0147 (0,78)	0,015 (0,829)
Q_3	0,0185 (2,26)	0,0175 (2,33)	0,0178 (2,58)
$D8083$	0,0055 (0,91)	0,0054 (0,94)	0,0069 (1,359)
$Res(-1)$	-0,79 (-5,45)	-0,79 (-5,78)	-0,79 (-5,79)
R^2	0,98	0,98	0,98
$D-W$	2,36	2,35	2,35

Tabla 5. Estimación a corto y largo plazo de los salarios monetarios – M.C.E.M.N.L.

	a	b	c	d
$dW_t(v.d.)$				
<i>Const</i>	6,03 (6,52)	4,9 (4,6)	6,20 (6,60)	5,15 (6,48)
<i>Corto plazo</i>				
dP_t	0,38 (1,35)	0,31 (1,12)	0,38 (1,32)	0,36 (1,31)
$dP_t(-1)$	-0,47 (-1,59)	-0,55 (-1,91)	-0,56 (-1,87)	
dU_t	0,08 (1,3)	0,1 (1,56)	0,03 (0,52)	
$dW_t(-1)$	0,2 (2,18)	0,23 (2,56)	0,22 (2,35)	0,14 (1,69)
$dW_t(-4)$	0,41 (4,97)	0,37 (4,42)	0,38 (4,48)	0,43 (5,31)
dq_t		-0,045 (-0,16)		
dCT_t			0,08 (0,48)	
Q_1	-0,058 (-3,76)	-0,059 (-3,93)	-0,05 (-3,68)	-0,06 (-4,29)
Q_2	-0,055 (-3,09)	-0,62 (-3,5)	-0,05 (-3,16)	-0,06 (-3,34)
Q_3	-0,041 (-4,87)	-0,049 (-5,32)	-0,04 (-4,96)	-0,04 (-4,65)
<i>D8083</i>	0,045 (4,86)	0,048 (4,08)	0,03 (3,31)	0,04 (4,71)
<i>M.C.E.</i>	-0,89 (-6,51)	-1,01 (-7,048)	-0,97 (-6,37)	-0,76 (-6,42)
<i>Largo plazo</i>				
$P_t(-1)$	1,16 (97,36)	1,04 (20,77)	1,13 (58,26)	1,17 (94,10)
$U_t(-1)$	0,0024 (0,2)	-0,02 (-1,42)	-0,001 (-0,14)	
$q_t(-1)$		0,35 (2,31)		
$CT_t(-1)$			0,13 (1,36)	
R^2	0,98	0,98	0,98	0,98
<i>D-W</i>	2,42	2,41	2,40	2,48
<i>LBQ₄</i>	7,82	10,1	8,66	8,9
<i>v.c.5%</i>	9,49	9,49	9,49	9,49

Referencias bibliográficas

- Akerlof, G.A., W.T. Dickens y G.L. Perry (1996) The Macroeconomics of Low Inflation, *Brookings Papers on Economic Activities*, I:1996, 1-76.
- (2000) Near-Rational Wage and Price Setting and the Long-Run Phillips Curve, *Brookings Papers on Economic Activity*, I: 2000, 1-60.
- Anderton, R. (1993) Spain: Evaluating the Effects of Macro Policy Using an Econometric Model, *National Institute Economic Review*, November, 76-89.
- (1998) Policy Regimes and the Persistence of Wage Inflation and Unemployment, *The Manchester School*, vol. 66 n. 4, September, 418-438.
- Andrés, J. y J. García (1990) La Persistencia del Desempleo en España: un Enfoque Agregado, en *La Industria Española. Recuperación Estructura y Mercado de Trabajo*, (Eds.) Velarde, J. J.L. García Delgado y A. Pedreño, Colegio de Economistas de Madrid, pp. 347-385.
- Andres, J., J.J. Dolado, C. Molinas, M. Sebastián y A. Zabalza (1990) The Influence of Demand and Capital Constraints on Spanish Unemployment, Dreze, J. y Ch. Bean (1990): *Europe's Unemployment Problem*, MIT Press.
- Ascari, G. (2000) Optimising Agents, Staggered Wages and Persistence in the Real Effects of Money Shocks, *The Economic Journal*, 110, July, 664-686.
- (2003) Price-Wage Staggering and Persistence: A Unifying Framework, *Journal of Economic Surveys*, vol. 17, n° 4, 511-540.
- Beveridge, W.H. (1945) *Full Employment in a Free Society*, New York, W.W. Norton.
- Broersma, L. y F. den-Bouter (2002) An Explorative Empirical Analysis of the Influence of Labour Flows on Wage Formation, *Applied Economics*, September, 34(13), 1583-92.
- Bruno, M. y J. Sachs (1985) *Economics of Worldwide Stagnation*, Oxford: Basil Blackwell.
- Calmfors, L. y J. Driffill (2002) Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance, in Booth, A.L. *The Economics of Labor Unions*, vol. 2, pp. 353-397.
- Coe, D. T. (1988) Hysteresis Effects in Aggregate Wage Equations, in *Unemployment Hysteresis and Natural Rate Hypothesis*, (Ed.) Cross, R., Basil Blackwell, Oxford, cap. 14.

- De Grauwe, P. (1997) *The Economics of Monetary Integration*, 3ª Ed., Oxford University Press. (1ª Ed. 1992).
- Dolado, J., J.L. Malo de Molina y A. Zabalza (1986) Spanish Industrial Unemployment: Some Explanatory Facts, *Economica*, 53, 313-335.
- Elliot, G., T.J. Rothenberg y J.H. Stock (1996) Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica*, 64, 813-836.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987) Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, vol. 55, n. 2, March, 251-276.
- (1990) *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford: Oxford U.P.
- Engle, R. F. y B. S. Yoo (1987) Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems, *Journal of Econometrics*, 35, 143-159.
- Estrada, A., I. Hernando y J.D. López-Salido (2002) La Medición de La NAIRU en la Economía Española, *Moneda y Crédito*, (215), 69-107.
- Friedman, M. (1968) The Role of Monetary Policy, *American Economic Review*, 58, March, 1-18.
- (1977) Inflation and Unemployment, *Journal of Political Economy*, n. 3, vol. 85, 451-73.
- Hicks, J.R. (1975) What is Wrong with Monetarism?, *Lloyds Bank Review*, 118, 1-13.
- Ioannou, C. (1992) Wage Structure, Incomes Policy and Decentralised Bargaining: the Case of Greece”, *Labour*; 6(3), Winter, 23-44.
- Johnston, J. y M. Timbrell (1973) Empirical Bargaining Theory of Wage Rate Determination, *Manchester School*.
- Karanassou, M., H. Sala y D. J. Snower (2003) The European Phillips Curve: Does the NAIRU Exist?, *Applied Economics Quarterly*, vol. 49, nº 2, 93-121.
- (2004) A Reappraisal of the Inflation-Unemployment Trade-off, *European Journal of Political Economy*, (article in press, www.sciencedirect.com).
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992) Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Layard, R. y S. Nickell (1985) Unemployment in Britain, *Economica*, supplement, 53(2105), 5121-69.

- Layard, R., S. Nickell y R. Jackman (1991) *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, New York: Oxford U. Press, 1994.
- Lindbeck, A. y D.J. Snower (1987) Union Activity, Unemployment Persistence and Wage-employment Ratchets, *European Economic Review* 31, 157-167.
- Lipsey, R.G. (1960) The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rate in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis, *Economica, N. S.*, Feb., 27(105), 1-31.
- Lipsey R.G. y J.M. Parkin (1970) Incomes Policy: A Reappraisal, *Economica*, May, XXXVII, 115-138.
- López, E. (1991) El Crecimiento de Precios y Salarios en la Economía Española: 1964-1988, in *La Economía Española. Una Perspectiva Macroeconómica*, (Eds.) Molinas, C., M. Sebastián y A. Zabalza, Instituto Estudios Fiscales, Barcelona, pp. 351-397.
- Maddala, G.S. y I-M. Kim (1998) *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press.
- Manning, A. (1993) Wage Bargaining and the Phillips Curve: The Identification and Specification of Aggregate Wage Equations, *Economic Journal*, 103, 98-118.
- Marcellino, M. y G.E. Mizon (2000) Modelling Shifts in the Wage-Price and Unemployment-Inflation Relationships in Italy, Poland and the UK, *Economic Modelling*, 17, 387-413.
- Napolitano, O. (2000) Il Fenómeno della Disoccupazione in Italia negli ultimi dieci Anni: Alcune Risposte da un Modello Corretto con Aspettative Razionali, *Studi Economici*, 55(72), 55-71.
- Ng, S. y P. Perron (1995) Unit Root Test in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag, *Journal of American Statistical Association*, 90, 268-281.
- (2001) Lag length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, *Econometrica*, vol. 69 (6), 1519-1554.
- Nymoen, R. (1989) Modelling Wages in the Small Open Economy: An Error-Correction Model of Norwegian Manufacturing Wages, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51(3), 239-258.
- Nymoen, R. y A. Rodseth (2003) Explaining Unemployment: Some Lessons from Nordic Wage Formation, *Labour Economics*, February, 10(1), 1-29.

- Parkin, M., M. Sumner y R. Ward (1976) The Effects of Excess Demand, Generalised Expectations and Wage Price Controls on Wage Inflation In the UK: 1956-71, in *The Economics of Price and Wage Controls*, (Eds.) Brunner, K. y A. Meltzer, pp. 193-221.
- Perron, P. (1989) The Calculation of the Limiting Distribution of the Least-squares estimator in a Near-integrated Model, *Econometric Theory*, 5, 241-255.
- Pesaran, M.H., Y. Shin y R.J. Smith (2001) Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Phelps, E.S. (1970) Money Wage Dynamics and Labour Market Equilibrium, *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York: W.W. Norton and London: Macmillan. Traducción española en Segura, J. (1974): *Inflación, paro y mercado de trabajo*, Ediciones de la Revista de Trabajo, Madrid.
- (1992, a) Consumer Demand and Equilibrium Unemployment in a Working Model of the Customer-Market Incentive-Wage Economy, *Quarterly Journal of Economics*, August. 107, 1003-32.
 - (1992, b) A Review of Unemployment, *Journal of Economic Literature*, vol. XXX, september, 1476-1490.
- Phillips, A.W. (1958) The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957, *Economica, N.S.*, Nov., 25(100), 283-99.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988) Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 335-346.
- Sargan, D.J. (1964a) Wages and Prices in the UK: A Study in Econometric Methodology, *Econometric Analysis for National Economic Planning* Hart, P.E., G. Mills y J.K. Whitaker (Londres: Btterwrth).
- (1964b) Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology, in *Econometrics and Quantitative Economics*, (Eds.) Hendry, D.F. y K.F. Wallis, Oxford: Basil Blackwell, 1984, pp. 275-317.
 - (1980) A Model of Wage-Price Inflation, *Review of Economic Studies*, XLVII, 97-112.
- Screpanti, E. (2000) Wages, Employment and Militancy; A Simple Model and Some Empirical Tests, *Review of Radical Political Economics*, June, 32(2), 171-196.

Van Hulst, M.H.N. y J.M.A. Hans Mieras (1996) The myth of Incomes Policy in the Netherlands, *Applied Economics*, 28, 899-907.

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Zaragoza.

2002-01: “Evolution of Spanish Urban Structure During the Twentieth Century”. Luis Lanaspá, Fernando Pueyo y Fernando Sanz. Department of Economic Analysis, University of Zaragoza.

2002-02: “Una Nueva Perspectiva en la Medición del Capital Humano”. Gregorio Giménez y Blanca Simón. Departamento de Estructura, Historia Económica y Economía Pública, Universidad de Zaragoza.

2002-03: “A Practical Evaluation of Employee Productivity Using a Professional Data Base”. Raquel Ortega. Department of Business, University of Zaragoza.

2002-04: “La Información Financiera de las Entidades No Lucrativas: Una Perspectiva Internacional”. Isabel Brusca y Caridad Martí. Departamento de Contabilidad y Finanzas, Universidad de Zaragoza.

2003-01: “Las Opciones Reales y su Influencia en la Valoración de Empresas”. Manuel Espitia y Gema Pastor. Departamento de Economía y Dirección de Empresas, Universidad de Zaragoza.

2003-02: “The Valuation of Earnings Components by the Capital Markets. An International Comparison”. Susana Callao, Beatriz Cuellar, José Ignacio Jarne and José Antonio Laínez. Department of Accounting and Finance, University of Zaragoza.

2003-03: “Selection of the Informative Base in ARMA-GARCH Models”. Laura Muñoz, Pilar Olave and Manuel Salvador. Department of Statistics Methods, University of Zaragoza.

2003-04: “Structural Change and Productive Blocks in the Spanish Economy: An Input-Output Analysis for 1980-1994”. Julio Sánchez Chóliz and Rosa Duarte. Department of Economic Analysis, University of Zaragoza.

2003-05: “Automatic Monitoring and Intervention in Linear Gaussian State-Space Models: A Bayesian Approach”. Manuel Salvador and Pilar Gargallo. Department of Statistics Methods, University of Zaragoza.

2003-06: “An Application of the Data Envelopment Analysis Methodology in the Performance Assessment of the Zaragoza University Departments”. Emilio Martín. Department of Accounting and Finance, University of Zaragoza.

2003-07: “Harmonisation at the European Union: a difficult but needed task”. Ana Yetano Sánchez. Department of Accounting and Finance, University of Zaragoza.

2003-08: “The investment activity of spanish firms with tangible and intangible assets”. Manuel Espitia and Gema Pastor. Department of Business, University of Zaragoza.

2004-01: “Persistencia en la performance de los fondos de inversión españoles de renta variable nacional (1994-2002)”. Luis Ferruz y María S. Vargas. Departamento de Contabilidad y Finanzas, Universidad de Zaragoza.

2004-02: “Calidad institucional y factores político-culturales: un panorama inter.-nacional por niveles de renta”. José Aixalá, Gema Fabro y Blanca Simón. Departamento de Estructura, Historia Económica y Economía Pública, Universidad de Zaragoza.

2004-03: “La utilización de las nuevas tecnologías en la contratación pública”. José M^a Gimeno Feliú. Departamento de Derecho Público, Universidad de Zaragoza.

2004-04: “Valoración económica y financiera de los trasvases previstos en el Plan Hidrológico Nacional español”. Pedro Arrojo Agudo. Departamento de Análisis Económico, Universidad de Zaragoza. Laura Sánchez Gallardo. Fundación Nueva Cultura del Agua.

2004-05: “Impacto de las tecnologías de la información en la productividad de las empresas españolas”. Carmen Galve Gorriz y Ana Gargallo Castel. Departamento de Economía y Dirección de Empresas. Universidad de Zaragoza.

2004-06: “National and International Income Dispersion and Aggregate Expenditures”. Carmen Fillat. Department of Applied Economics and Economic History, University of Zaragoza. Joseph Francois. Tinbergen Institute Rotterdam and Center for Economic Policy Research-CEPR.

2004-07: “Targeted Advertising with Vertically Differentiated Products”. Lola Esteban and José M. Hernández. Department of Economic Analysis. University of Zaragoza.

2004-08: “Returns to education and to experience within the EU: are there differences between wage earners and the self-employed?”. Inmaculada García Mainar. Department of Economic Analysis. University of Zaragoza. Víctor M. Montuenga Gómez. Department of Business. University of La Rioja

2005-01: “E-government and the transformation of public administrations in EU countries: Beyond NPM or just a second wave of reforms?”. Lourdes Torres, Vicente Pina and Sonia Royo. Department of Accounting and Finance. University of Zaragoza

2005-02: “Externalidades tecnológicas internacionales y productividad de la manufactura: un análisis sectorial”. Carmen López Pueyo, Jaime Sanau y Sara Barcenilla. Departamento de Economía Aplicada. Universidad de Zaragoza.

2005-03: “Detecting Determinism Using Recurrence Quantification Analysis: Three Test Procedures”. María Teresa Aparicio, Eduardo Fernández Pozo and Dulce Saura. Department of Economic Analysis. University of Zaragoza.

2005-04: “Evaluating Organizational Design Through Efficiency Values: An Application To The Spanish First Division Soccer Teams”. Manuel Espitia Escuer and Lucía Isabel García Cebrián. Department of Business. University of Zaragoza.

2005-05: “From Locational Fundamentals to Increasing Returns: The Spatial Concentration of Population in Spain, 1787-2000”. María Isabel Ayuda. Department of

Economic Analysis. University of Zaragoza. Fernando Collantes and Vicente Pinilla. Department of Applied Economics and Economic History. University of Zaragoza.

2005-06: “Model selection strategies in a spatial context”. Jesús Mur and Ana Angulo. Department of Economic Analysis. University of Zaragoza.

2005-07: “Conciertos educativos y selección académica y social del alumnado”. María Jesús Mancebón Torrubia. Departamento de Estructura e Historia Económica y Economía Pública. Universidad de Zaragoza. Domingo Pérez Ximénez de Embún. Departamento de Análisis Económico. Universidad de Zaragoza.

2005-08: “Product differentiation in a mixed duopoly”. Agustín Gil. Department of Economic Analysis. University of Zaragoza.

2005-09: “Migration dynamics, growth and convergence”. Gemma Larramona and Marcos Sanso. Department of Economic Analysis. University of Zaragoza.

2005-10: “Endogenous longevity, biological deterioration and economic growth”. Marcos Sanso and Rosa María Aísa. Department of Economic Analysis. University of Zaragoza.

2006-01: “Good or bad? - The influence of FDI on output growth. An industry-level analysis”. Carmen Fillat Castejón. Department of Applied Economics and Economic History. University of Zaragoza. Julia Woerz. The Vienna Institute for International Economic Studies and Tinbergen Institute, Erasmus University Rotterdam.

2006-02: “Performance and capital structure of privatized firms in the European Union”. Patricia Bachiller. Departamento de Contabilidad y Finanzas. Universidad de Zaragoza. M^a José Arcas. . Departamento de Contabilidad y Finanzas. Universidad de Zaragoza.

2006-03: “Factors explaining the rating of Microfinance Institutions”. Begoña Gutiérrez Nieto and Carlos Serrano Cinca. Department of Accounting and Finance. University of Saragossa, Spain.

2006-04: “Libertad económica y convergencia en argentina: 1875-2000”. Isabel Sanz Villarroya. Departamento de Estructura, Historia Económica y Economía Pública. Universidad de Zaragoza. Leandro Prados de la Escosura. Departamento de H^a e Instituciones Ec. Universidad Carlos III de Madrid.

2006-05: “How Satisfied are Spouses with their Leisure Time? Evidence from Europe*”. Inmaculada García, José Alberto Molina y María Navarro. University of Zaragoza.

2006-06: “Una estimación macroeconómica de los determinantes salariales en España (1980-2000)”. José Aixalá Pastó y Carmen Pelet Redón. Departamento de Estructura, Historia Económica y Economía Pública. Universidad de Zaragoza.